

Unternehmerische Mitbestimmung in Deutschland: eine empirische Analyse der Auswirkungen von Gewerkschaftsmacht in Aufsichtsräten

Werner, Jörg-Richard; Zimmermann, Jochen

Veröffentlichungsversion / Published Version
Zeitschriftenartikel / journal article

Zur Verfügung gestellt in Kooperation mit / provided in cooperation with:
Rainer Hampp Verlag

Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Werner, J.-R., & Zimmermann, J. (2005). Unternehmerische Mitbestimmung in Deutschland: eine empirische Analyse der Auswirkungen von Gewerkschaftsmacht in Aufsichtsräten. *Industrielle Beziehungen : Zeitschrift für Arbeit, Organisation und Management*, 12(3), 339-354. <https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-343786>

Nutzungsbedingungen:

Dieser Text wird unter einer Deposit-Lizenz (Keine Weiterverbreitung - keine Bearbeitung) zur Verfügung gestellt. Gewährt wird ein nicht exklusives, nicht übertragbares, persönliches und beschränktes Recht auf Nutzung dieses Dokuments. Dieses Dokument ist ausschließlich für den persönlichen, nicht-kommerziellen Gebrauch bestimmt. Auf sämtlichen Kopien dieses Dokuments müssen alle Urheberrechtshinweise und sonstigen Hinweise auf gesetzlichen Schutz beibehalten werden. Sie dürfen dieses Dokument nicht in irgendeiner Weise abändern, noch dürfen Sie dieses Dokument für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, aufführen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Mit der Verwendung dieses Dokuments erkennen Sie die Nutzungsbedingungen an.

Terms of use:

This document is made available under Deposit Licence (No Redistribution - no modifications). We grant a non-exclusive, non-transferable, individual and limited right to using this document. This document is solely intended for your personal, non-commercial use. All of the copies of this documents must retain all copyright information and other information regarding legal protection. You are not allowed to alter this document in any way, to copy it for public or commercial purposes, to exhibit the document in public, to perform, distribute or otherwise use the document in public.

By using this particular document, you accept the above-stated conditions of use.

Jörg-Richard Werner, Jochen Zimmermann*

Unternehmerische Mitbestimmung in Deutschland: Eine empirische Analyse der Auswirkungen von Gewerkschaftsmacht in Aufsichtsräten**

Zusammenfassung – Im vorliegenden Beitrag werden auf Basis einer Stichprobe börsennotierter, deutscher Industrieunternehmen empirisch die Auswirkungen unternehmerischer Mitbestimmung auf die Beschäftigungsdynamik untersucht. Dabei werden neben der Vertretung von Gewerkschaftsfunktionären im Aufsichtsrat verschiedene Governance- und Erfolgsmaße als erklärende Variable spezifiziert, deren Einfluss (1) auf die Beschäftigungsänderung zweier aufeinander folgender Jahre sowie (2) auf die Mitarbeiter-Umsatz-Elastizität analysiert wird. Insgesamt zeigt sich, dass die Präsenz von Gewerkschaftsfunktionären im Aufsichtsrat einen negativen Effekt auf die Beschäftigungsdynamik zu haben scheint.

Co-Determination in Germany: An Empirical Analysis of the Influence of Union Representation in Supervisory Boards

Abstract – This paper examines the influence of the presence of trade union officials in supervisory boards along with several other governance and performance variables on: (1) the change of the number of a companies' employees from one year to another and (2) on the employee-sales elasticity (defined as the relationship between the percent change of the number of employees and the percent change of the sales figures from year to year). Our sample consists of German listed industrial companies. We find evidence that the presence of union officials has a negative impact on dynamics of employment.

Key words: **Unions, Germany, Co-Determination, Supervisory Boards,
Employment**

* Dipl.-Kfm. Jörg-Richard Werner ist Wissenschaftlicher Mitarbeiter am Fachbereich 7 (Wirtschaftswissenschaft), Universität Bremen, Hochschulring 4, D – 28359 Bremen.
E-Mail: jrwner@uni-bremen.de.

Prof. Dr. Jochen Zimmermann ist Inhaber des Lehrstuhls für ABWL, Unternehmensrechnung und Controlling am Fachbereich 7.

** Wir danken Herrn cand. rer. oec. Stephan Abée für tatkräftige Unterstützung bei der Datenerhebung.

Artikel eingegangen: 21.6.2005

revidierte Fassung akzeptiert nach doppelt-blindem Begutachtungsverfahren: 16.8.2005.

1. Einleitung

Mitbestimmung wird im Schrifttum sowohl aus ökonomischer Perspektive kritisch diskutiert als auch mit ökonomischen Argumenten verteidigt. Empirische Evidenzen für negative Konsequenzen (unternehmerischer) Mitbestimmung sind allerdings rar (vgl. Frege 2002; Gorton/Schmid 2004; Rürup/Sesselmeier 1999; Höper 2004). Der vorliegende Beitrag untersucht empirisch auf Basis einer Stichprobe börsennotierter, deutscher Industrieunternehmen (DAX30, MDAX, SDAX und TecDAX) die Auswirkungen unternehmerischer Mitbestimmung auf die Beschäftigungsdynamik. Dies geschieht in einem ersten Schritt durch ein Regressionsmodell, in dem der Einfluss verschiedener Governance- und Erfolgsmaße auf die Beschäftigungsänderung zweier aufeinander folgender Jahre untersucht wird. In einem weiteren Schritt wird mittels eines Probit-Modells der Einfluss dieser Faktoren auf die Mitarbeiter-Umsatz-Elastizität untersucht. Bei den betrachteten (unabhängigen) Variablen handelt es sich im Einzelnen um die Vertretung von Gewerkschaftsfunktionären im Aufsichtsrat, die Wachstumschancen, den Anteil der im Streubesitz befindlichen Aktien, die Konzentration des Anteilsbesitzes, die Profitabilität, die Unternehmensgröße, die Höhe der Personalkosten (absolut) sowie die Veränderung der Personalkosten je Mitarbeiter, die Finanzierungsstruktur, die Umsatzänderung sowie um Dummyvariablen für das betrachtete Jahr sowie um die Branchenzugehörigkeit des Unternehmens. Insgesamt zeigt sich, dass die Präsenz von Gewerkschaftsfunktionären im Aufsichtsrat einen negativen Effekt auf die Beschäftigungsdynamik hat.

2. Ökonomische Konsequenzen der Mitbestimmung: Hypothesen

Dass Mitbestimmung (und arbeitsrechtliche Regulierung) ökonomische Konsequenzen, etwa in Form (negativer) Beschäftigungseffekte haben könnte, wird im Schrifttum und auch in Politik und Öffentlichkeit breit – und zum Teil kontrovers – diskutiert.¹ Eine frühe theoretische Kritik an der Mitbestimmung findet sich bei Jensen/Meckling (1979). Die Autoren weisen darauf hin, dass sich Mitbestimmung auch als freiwillige Lösung (in Ländern ohne gesetzlichen Zwang) durchsetzen müsste, wäre sie nur effizient. Aus der Feststellung, dass dies nicht beobachtbar sei, ziehen sie den Schluss, dass Mitbestimmung ineffizient sein müsse (Jensen/Meckling 1979: 503 ff). Eine gesetzliche Verordnung einer ineffizienten Lösung führe dann zu ökonomischen Verwerfungen bzw. Fehlallokationen. Bestehe für den Zwang zur Mitbestimmung etwa ein Mindestgrößenkriterium (z.B. die Mitarbeiterzahl), dessen Überschreitung Mitbestimmung für das betroffene Unternehmen zur gesetzlichen Obliegenheit mache, würden Unternehmen möglicherweise vom optimalen Wachstumspfad abweichen und z.B. erzielbare *economies of scale* ungenutzt lassen. In der Tat mag die viel beschworene deutsche Mittelstandskultur zum Teil auf einen solchen Effekt zurückzuführen sein. Auch mögen (wenn auch noch vereinzelte) Abwanderungen großer Unternehmen (beispielsweise die mit dem Zusammenschluss zwischen *Hoechst* und *Rhône*

¹ Vgl. Economist (29. Januar 2005: 59, „A Model out of Time“), in dem es heißt: „Co-determination (...), a guiding principle of German corporate governance since 1951, is proving a hindrance these days when speed and flexibility are essential to global competition.“

Poulenc zu *Aventis* verbundene Sitzverlegung) zumindest teilweise auf die deutsche Mitbestimmungsgesetzgebung zurückzuführen sein. Säcker (2004) verweist auf ein weiteres Beispiel – die deutsche Montan-Industrie. Hier hätten maßgeblich die Arbeitnehmervertreter den notwendigen Strukturwandel verhindert und „Milliardenausgaben für eine sterbende Industrie zu verantworten, (...).“ (Säcker 2004: 1462).

Zumindest teilweise mag daher tatsächlich zutreffend sein, was Jensen/Meckling (1979) als negative ökonomische Konsequenzen der Mitbestimmung prognostizierten: eine (signifikante) Reduktion des Kapitalstocks, steigende Arbeitslosigkeit, sinkende Arbeitseinkommen sowie ein allgemeiner Rückgang in Output und Wohlstand eines Landes.

Andererseits wurde und wird Mitbestimmung auch mit ökonomischen Argumenten verteidigt. So wird beispielsweise darauf verwiesen, dass nicht nur Eigenkapitalgeber, sondern auch Mitarbeiter Investoren (und damit Mitunternehmer) seien, wenn diese auch nicht in Kapital, sondern in spezifisches Humankapital investierten. Fehlen nun Mechanismen, die sicherstellen, dass die Arbeitnehmer die Rückflüsse ihrer spezifischen Investitionen in späteren Phasen vereinnahmen können, mag es zu „Unterinvestitionen“ in dieses (Human-) Kapital kommen.² Verwiesen wird auch auf die Vorteile des mitbestimmten Aufsichtsrats, der eine politische Arena darstelle und die Ansprache von Problemen und letztlich einen Interessensausgleich ermögliche, der einen ökonomischen Vorteil darstelle (Sadowski/Junkes/Lindenthal 2001: 157).

Wie Freeman/Lazear (1994) nachweisen, bestehen solche Effekte (zumindest) für die Mitbestimmung in Betriebsräten. Mit Informationsrechten ausgestattete Betriebsräte leisten demnach gerade in „harten Zeiten“ einen Beitrag zur Reduktion ökonomischer Ineffizienzen. Die Ausstattung von Betriebsräten mit Konsultationsrechten erlaube zudem die Möglichkeit, „neue“ Lösungen zu finden. Mitbestimmungsrechte, welche die Arbeitsplatzsicherheit erhöhen, führen nach Freeman/Lazear (1994) außerdem dazu, dass Mitarbeiter längerfristige Entscheidungen treffen und stärker in den Erwerb firmenspezifischer Fähigkeiten investieren. Demnach kommt es auch auf das „Ausmaß“ der Mitbestimmung (im Sinne der Ausstattung mit Rechten) an. Mögen solche ökonomischen Effekte bei „work councils“ (also Betriebsräten) auch bestehen, so heißt das keineswegs, dass Betriebsräte – oder die unternehmerische Mitbestimmung – empirisch *kein* Hindernis bei Fragen der Ausweitung der Mitarbeiterzahl darstellen.

Insbesondere zwei Bündel von Motiven haben zu einer relativ umfangreichen unternehmerischen Mitbestimmung deutscher Unternehmen geführt: Einerseits waren es allgemein-politische Ziele, die sich unter das Schlagwort der „Demokratisierung der Wirtschaft“ fassen lassen und insbesondere vor dem Hintergrund des Dritten Reichs

² Fraglich ist allerdings, inwieweit dieses Argument dann gerechtfertigt ist, wenn Unternehmen selbst diese Investitionen in ihrer Mitarbeiter tätigen, etwa im Rahmen von Fort- und Weiterbildungsveranstaltungen. Vgl. hierzu auch Hart (1995), bei dem es heißt: “[I]n the absence of slavery, the (ultimate) right to decide how human capital is used always resides with the possessor of the human capital.”

bzw. des zweiten Weltkriegs zu sehen sind.³ Andererseits war es eben auch das ökonomische Argument der (Partizipations-) Effizienz, mit dem eine umfassende Mitbestimmung begründet wurde. Nach diesem Argument ist die Einbeziehung von Arbeitnehmerrepräsentanten in den Aufsichtsrat mit positiven Informations- und Motivationseffekten verbunden (v. Werder 2004).

Als Konsequenz der Gesetze zur unternehmerischen Mitbestimmung lassen sich drei empirisch beobachtbare Fälle unterscheiden: Zunächst gibt es Unternehmen, die nicht der Pflicht zur unternehmerischen Mitbestimmung unterliegen. Gemäß BetrVG von 1952 gibt es dann den Fall der Drittel-Beteiligung im Aufsichtsrat. Schließlich ist noch der Fall der paritätischen – bzw. „quasi-paritätischen“ (Sadowski/Junkes/Lindenthal 2001) – Mitbestimmung nach dem Mitbestimmungsgesetz von 1976 zu nennen, das für alle Unternehmen mit mehr als 2.000 Mitarbeitern greift.⁴

Der vorliegende Beitrag untersucht in Bezug auf die Personalpolitik von Unternehmen einen Teilaspekt der unternehmerischen Mitbestimmung – namentlich die Präsenz von Gewerkschaftsvertretern in Aufsichtsräten deutscher börsennotierter Unternehmen, die als Teilaspekt des „deutsche[n] Sonderweg[s] der quasi-paritätischen Mitbestimmung“ anzusehen ist (Säcker 2004: 1462). Dies geschieht vor dem Hintergrund, dass unternehmensexterne Gewerkschaftsvertreter eher versucht sein könnten, allgemeine politische Interessen ihrer Organisationen zum Maßstab ihres Handels zu erheben, statt primär das Wohl des individuellen Unternehmens. So mag aus Sicht der Anteilseigner und Manager die Befürchtung bestehen, dass sich in Unternehmen mit stärkerer Gewerkschaftsvertretung im Aufsichtsrat die Belegschaft in wirtschaftlich schlechteren Phasen schwerer reduzieren lässt. Die Hemmschwelle, neues Personal einzustellen, könnte dadurch steigen, mithin in solchen Unternehmen größer sein. Dies manifestiert sich dann in einem negativen Einfluss auf die Veränderung der Mitarbeiterzahl bei einer Zunahme der wirtschaftlichen Aktivität.

Der Zusammenhang kann zunächst anhand eines einfachen Regressionsmodells untersucht werden, in welchem der Einfluss verschiedener Governance- und Erfolgsvariablen auf die Änderung der Mitarbeiterzahl untersucht wird, u.a. also auch der Sachverhalte, die positive Wirkungen auf die Veränderung der Mitarbeiterzahl haben sollten.

Für die Forschungsfrage ist naturgemäß der bereits diskutierte, vermutete (negative) Einfluss der *Gewerkschaftsvertretung im Aufsichtsrat* von Interesse. Dass solche Effekte bestehen können, wurde (wenn auch für die betriebliche Mitbestimmung) bereits modelltheoretisch von Lindenthal/Sliwka (2003) gezeigt: Demnach besteht eine (aus Sicht der Arbeitnehmer durchaus erwünschte) Wirkung der betrieblichen Mitbestimmung darin, Entlassungen zu erschweren. Entlassungen führen deshalb zu zusätzlichen Kosten, da der Betriebsrat Entlassungen nur zustimmen wird, wenn sich beide

³ Kritisch dazu: Säcker (2004: 1463), der die „Ideologie“ eines „interessenpluralistischen Großunternehmens, das man nicht oder nicht allein den Aktionären überlassen dürfe“ als mit „einer auf Privateigentum basierenden marktwirtschaftlichen Wettbewerbsordnung“ als unvereinbar befindet.

⁴ Auch das Montan-Mitbestimmungsgesetz führt zu paritätischer Mitbestimmung, sodass dieser Fall hier nicht gesondert aufgeführt wird.

Parteien auf eine Abfindung bzw. (in größerem Maßstab) auf einen Sozialplan einigen können. Als ökonomische Konsequenz mag sich daraus ergeben, dass der Arbeitgeber die höheren Kosten von Entlassungen antizipiert und daher ex ante weniger Mitarbeiter anstellt als in einer Situation ohne Mitbestimmung (Lindenthal/Sliwka 2003: 105). Wenn dies für die betriebliche Mitbestimmung gilt, dann sicherlich auch für die unternehmerische Mitbestimmung, wenn auch die Instrumente bzw. Wirkungszusammenhänge andere sein werden. Beispielhaft sei auf von (gewerkschaftsorganisierten) Arbeitnehmervertretern unterstützte Streiks verwiesen (Möllers 2003: 421). Steigt die Wahrscheinlichkeit von Streiks, mag ein Unternehmen geneigt sein, Beschäftigung durch Kapitaleinsatz zu substituieren – es zeigt sich dann eine geringere Bereitschaft, den Mitarbeiterbestand auszubauen.

Ein weiterer plausibler Einflussfaktor betrifft die *Personalkosten*. Zunächst mag die *absolute Höhe der Personalkosten* einen Einfluss auf die Entscheidung haben, zusätzliche Mitarbeiter einzustellen. Sind die Personalkosten (gemessen am Umsatz) bereits relativ hoch, mag die Bereitschaft zur Steigerung dieser Kosten durch Ausweitung des Personalstands geringer sein. Ebenfalls von Einfluss mag auch die *Veränderung der Personalkosten je Mitarbeiter* sein. Sieht sich ein Unternehmen – etwa aufgrund höherer Tarifabschlüsse (Jirjahn 2003) – steigenden Personalkosten je Mitarbeiter gegenübergestellt, liegt nahe, dass dies eine negative Wirkung auf die Ausweitung der Beschäftigung hat.

Allerdings gibt es auch eine Reihe von Variablen, bei denen ein positiver Einfluss auf die Veränderung der Mitarbeiterzahl zu erwarten ist. Zunächst ist hier die Veränderung der Umsätze zu nennen. Die *Umsätze* sind ein sehr direktes Maß für die operativen Tätigkeiten eines Unternehmens. Eine Zunahme der Umsätze (als Maß für die Zunahme der operativ-wirtschaftlichen Aktivität) dürfte also mit einem positiven Beschäftigungseffekt verbunden sein. Hat ein Unternehmen gute *Wachstumschancen*, mögen die genannten beschäftigungsbremsenden Faktoren ebenfalls einen geringeren negativen Einfluss auf die Personalentscheidungen haben, da sich das Management weniger an der derzeitigen als an der künftigen wirtschaftlichen Entwicklung (die bei höheren Wachstumschancen viel versprechend ist) orientieren wird. Arbeitet ein Unternehmen mit hoher *Profitabilität*, ist ebenfalls ein eher positiver als negativer Einfluss auf die Ausweitung der Mitarbeiterzahl zu vermuten.

Eigentums- und Finanzierungsstruktur können ebenfalls einen positiven Beitrag zur Vermeidung von Agency-Problemen leisten. Solche Probleme resultieren insbesondere aus dem Eigentümer-Manager-Konflikt, der sich etwa in einer (aus Sicht der Eigentümer) unverhältnismäßigen Ausweitung der Leitungsspanne manifestieren könnte. Die *Eigentumsstruktur* gibt Auskunft über die Bedeutung der Kontrolle durch den Kapitalmarkt (und indirekt über die Zusammensetzung des Aufsichtsrats), die *Finanzierungsstruktur* über die Kontrolle durch so genannte *fixed claim holders*.

Die allgemeinen Marktentwicklungen (die sich über das betrachtete Jahr erfassen lassen), die Unternehmensgröße (gemessen über die Bilanzsumme) sowie die Branchenzugehörigkeit eines Unternehmens mögen ebenfalls einen Einfluss auf die Einstellungspolitik haben, die Richtung des Zusammenhangs lässt sich allerdings nur schwer prognostizieren.

In einem weiteren Schritt (Abschnitt 4.2) wird die Frage gestellt, inwieweit Gewerkschaftsfunktionäre im Aufsichtsrat (sowie weitere Governance- bzw. Erfolgsvariablen) einen Einfluss auf die (marginale) Änderung der Mitarbeiterzahl bei einer (marginalen) Änderung der wirtschaftlichen Aktivität eines Unternehmens (gemessen an den Umsätzen) haben. Ausgangspunkt der Untersuchung ist dann die Annahme, dass eine Änderung der wirtschaftlichen Aktivität (gemessen über die Änderung der Umsätze) stets auch mit einer bestimmten Änderung der Beschäftigtenzahl einhergehen wird, das Ausmaß dieser Änderung aber von bestimmten (unternehmenstypischen) Governance-Variablen abhängig ist. Auf Basis der angeführten Argumente ist auch bei diesem Untersuchungsdesign von einem negativen Einfluss der Gewerkschaftsfunktionäre auszugehen, der sich in einer geringeren Zunahme der Mitarbeiterzahl bei Zunahme der wirtschaftlichen Aktivität manifestieren müsste.

3. Stichprobe und Datenquellen

Die zur Prüfung der Hypothesen verwendete Stichprobe setzt sich zusammen aus Unternehmen, die gemäß OSIRIS-Datenbank Ende des Jahres 2004 dem DAX30, dem MDAX, dem SDAX oder dem TecDAX angehörten. Datensätze liegen für die Jahre 2001 bis 2003 vor, allerdings lediglich (mit Ausnahmen⁵) vollständig für die Jahre 2002 und 2003.⁶ Für das Jahr 2001 wurden Daten lediglich erfasst, um die Variablen zu berechnen, die Änderungen der Jahre 2001 auf 2002 bemessen. Die Firmenjahre 2001 werden daher für die Tests nicht verwendet und müssen daher vom Stichprobenumfang abgezogen werden.

Aus der Stichprobe werden zudem Unternehmen des Finanzsektors (Banken, Versicherungen etc.) entfernt, da diese Unternehmen eine abweichende Bilanzstruktur aufweisen. Außerdem werden (aufgrund ihrer unterschiedlichen Governance-Struktur) Unternehmen der Rechtsform *Kommanditgesellschaft auf Aktien* sowie nicht in Deutschland ansässige Unternehmen ausgeschlossen (die einer anderen gesetzlichen Regulierung unterliegen). Der Stichprobenumfang beträgt demnach, wie Tabelle 1 zu entnehmen, 348 Firmenjahre (für die Jahre 2001 bis 2003) bzw. 232 Firmenjahre (für die Jahre 2002 und 2003).

Bilanzdaten wurden der *Hoppenstedt* Bilanzdatenbank sowie *OSIRIS* entnommen. Daten zur Eigentumsstruktur der Unternehmen wurden auf Basis der *Hoppenstedt* Aktienführer der Jahre 2002 bis 2004 ermittelt. Angaben zur Struktur der Organe Aufsichtsrat und Vorstand wurden durch Auswertung der Geschäftsberichte ermittelt. Marktdaten wurden der *Datastream*-Datenbank entnommen.

⁵ Die Ausnahmen resultieren daraus, dass einige wenige Unternehmen ihre Personalkosten nicht offen legen.

⁶ In der vorliegenden Untersuchung wird die *Grundgesamtheit* aller DAX30-, MDAX-, SDAX- und TecDAX- Unternehmen (ohne Finanzsektor) betrachtet. Da allerdings nur die Jahre 2001 bis 2003 (bzw. 2002 und 2003) betrachtet werden, handelt es sich aber um eine *Stichprobe*, auf Basis derer generalisierende Aussagen über alle Firmenjahre getroffen werden. Einschränkend ist allerdings festzuhalten, dass sich Schlüsse von der Stichprobe (wenige Firmenjahre) nur auf die Grundgesamtheit (alle Firmenjahre) der Unternehmen der betrachteten Indizes ziehen lassen, nicht etwa auf die Gesamtheit aller Unternehmen in Deutschland.

Tab. 1: Stichprobenumfang

Unternehmen	Firmenjahre
Firmenjahre 2002 und 2003 der DAX30, MDAX, SDAX und TecDAX Unternehmen (gemäß OSIRIS-Datenbank mit Stand vom 22. Dez. 2004)	456
- Unternehmen in der Rechtsform KGaA	6
- Unternehmen, die im Ausland inkorporiert sind	36
- Unternehmen aus dem Finanzsektor (SIC=6)	66
Stichprobenumfang (2001-2003)	348
- Firmenjahre 2001	116
Stichprobenumfang (2002 und 2003)	232

4. Modelle und Ergebnisse

4.1 Auswirkungen auf die allgemeine Änderung der Mitarbeiterzahl

Variablenspezifikation und deskriptive Statistiken

Abhängige Variable im Regressions-Modell ist die Veränderung der Mitarbeiterzahl von $t-1$ auf t (Verhältnis). Im Regressionsmodell werden (inklusive der Kontrollvariablen) 17 unabhängige Variablen berücksichtigt. Die hier vornehmlich interessierende (Dummy-) Variable $MITBEST_{i,t}$ nimmt einen Wert von „1“ („0“) an, wenn (keine) Gewerkschaftsfunktionäre im Aufsichtsrat vertreten sind. Die Variable $SCPK_{i,t}$ misst die gesamten (durch Umsätze skalierten) Personalkosten des Unternehmens i in Jahr t . Nimmt die Dummy-Variable $DUMPKJEMA_{i,t}$ einen Wert von „1“ („0“) an, sind die Personalkosten je Mitarbeiter im Vergleich zum Vorjahr gestiegen (gesunken). Die Größe eines Unternehmens wird über die (logarithmierte) Bilanzsumme ($LNTA_{i,t}$) gemessen.

Tab. 2: Deskriptive Statistik (ausgelassen sind Jahres- und Branchendummies)

Variable	Mittelwert	Std.-Abw.	1. Quartil	Median	3. Quartil
<i>DMA</i>	1.04	0.22	0.62	1.02	1.09
<i>MTB</i>	1.96	1.73	0.33	1.48	2.41
<i>MITBEST</i>	0.54	0.50	0.00	1.00	1.00
<i>FF</i>	0.45	0.26	0.00	0.43	0.64
<i>BLOCKHOLDINGS</i>	0.46	0.26	0.00	0.48	0.64
<i>ROE</i>	0.00	0.75	-1.18	0.10	0.17
<i>LNTA</i>	20.98	2.00	17.89	20.68	22.44
<i>LEVERAGE</i>	2.42	3.35	0.09	1.72	2.88
<i>SCPK</i>	0.26	0.16	0.01	0.24	0.31
<i>DUMPKJEMA</i>	0.56	0.50	0.00	1.00	1.00
<i>DELTUMS</i>	0.07	0.55	-0.51	0.01	0.11

Die Wachstumschancen werden über das Verhältnis von Buch- zu Marktwert ($MTB_{i,t}$) gemessen: Je stärker der Marktwert den Buchwert übersteigt, desto größer schätzen die Investoren den Zukunftserfolgswert des Unternehmens ein. Die Profitabilität eines Unternehmens ($ROE_{i,t}$) wird durch das Verhältnis aus Gewinnen und Eigenkapital des Unternehmens i in Jahr t gemessen. Die Variablen $FF_{i,t}$ und $BLOCKHOLDINGS_{i,t}$ sind Proxies für die Eigentumsstruktur eines Unternehmens. Die Variable

$FF_{i,t}$ misst den Anteil der Aktien des Unternehmens i in Jahr t , die sich in Streubesitz befinden, die Variable $BLOCKHOLDINGS_{i,t}$ die Summe der von den drei größten Eigentümern gehaltenen Aktienanteile.

Tab.3: Korrelationskoeffizienten (mit Angabe des Signifikanzniveaus)

	DMA	MTB	MIT-BEST	FF	BL. HOLD.	ROE	LNTA	LEVERAGE	SCPK	DUMP-KJEMA	DELT-UMS
DMA (Sign.)	1.00										
MTB (Sign.)	0.28*** 0.00	1.00									
MITBEST (Sign.)	-0.27*** 0.00	-0.27*** 0.00	1.00								
FF (Sign.)	-0.05 0.47	-0.01 0.83	-0.06 0.38	1.00							
BLOCKHOLD. (Sign.)	0.11 0.11	0.12* 0.06	-0.04 0.56	-0.75*** 0.00	1.00						
ROE (Sign.)	0.10 0.14	0.14** 0.03	0.09 0.17	0.01 0.87	-0.01 0.85	1.00					
LNTA (Sign.)	-0.20*** 0.00	-0.17*** 0.01	0.70*** 0.00	-0.04 0.53	-0.09 0.16	-0.01 0.88	1.00				
LEVERAGE (Sign.)	-0.09 0.15	-0.07 0.30	0.23*** 0.00	-0.05 0.49	0.07 0.26	-0.42*** 0.00	0.41*** 0.00	1.00			
SCPK (Sign.)	-0.05 0.44	-0.05 0.50	-0.02 0.77	-0.10 0.15	-0.06 0.35	0.01 0.91	-0.18*** 0.01	-0.10 0.14	1.00		
DUMPKJEMA (Sign.)	-0.17*** 0.01	-0.03 0.68	0.05 0.44	-0.07 0.28	0.07 0.27	-0.05 0.44	0.04 0.52	0.04 0.55	0.03 0.63	1.00	
DELTUMS (Sign.)	0.73 0.00	0.29 0.00	-0.17 0.01	-0.08 0.21	0.13** 0.05	0.06 0.35	-0.12* 0.06	-0.06 0.40	-0.06 0.37	-0.05 0.45	1.00

***, ** und * kennzeichnen die Signifikanzniveaus von 1%, 5% und 10%.

Die Variable $LEVERAGE_{i,t}$ steht für die Finanzstruktur des Unternehmens i in Jahr t und wird als Verhältnis von Fremd- zu Eigenkapital bemessen. Tabelle 2 gibt deskriptive Statistiken zur Verteilung der im Modell berücksichtigten Variablen wider.

Die Pearson-Korrelationskoeffizienten (und Angaben zur Signifikanz der Korrelationen zwischen den Variablen) können Tabelle 3 entnommen werden. Offenbar sind einige der im Modell berücksichtigten unabhängigen Variablen signifikant miteinander korreliert. Für einige der Variablen mag dies nicht überraschen. So besteht etwa – gerade in extremen Fällen – eine (inverse) Beziehung zwischen den Blockholdings einerseits und dem Streubesitz andererseits.

Für das Forschungsdesign am problematischsten ist die Korrelation zwischen der Unternehmensgröße und der vornehmlich interessierenden Variable $MITBEST_{i,t}$. Eine Beschreibung des Problems findet sich bereits bei Gorton/Schmid (2000: 25), wo es heißt: „When analyzing the influence of codetermination, we face the problem of separating the influence of codetermination from the influence of firm size. (...). The

problem of separating these two influences, size and codetermination, is aggravated by a lack of knowledge about whether firm size has an influence on the firm characteristics of interest (...).“

Auch wenn nun einige der unabhängigen Variablen signifikant korreliert sind, so gibt es doch keine Paare von Variablen, die *inhaltlich* exakt Gleiches messen. Das Interesse, welchen inkrementellen Einfluss die einzelnen unabhängigen Variablen auf die Ausprägung der abhängigen Variablen, namentlich auf die Veränderung der Mitarbeiterzahl $DMA_{i,t}$ haben, bleibt somit grundsätzlich berechtigt. Zu beachten ist allerdings, dass Multikollinearitätsprobleme für verzerrte Schätzer, mangelhafte Interpretierbarkeit der inkrementellen Effekte und für eine insgesamt weniger robuste Schätzung verantwortlich sein können. Die Robustheit des Modells und insbesondere die Verbindung zwischen Unternehmensgröße und Ausprägung der Mitbestimmungsvariablen sind also – nach Präsentation des Ausgangsmodells und Diskussion der Ergebnisse (im folgenden Abschnitt) – weiter zu prüfen.

Modellspezifikation

Die Spezifikation des Ausgangsmodells kann Gleichung 1 entnommen werden.

$$(1) \quad DMA_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 MTB_{i,t} + \alpha_2 MITBEST_{i,t} + \alpha_3 FF_{i,t} + \alpha_4 BLOCKHOLDINGS_{i,t} + \alpha_5 ROE_{i,t} + \alpha_6 LNTA_{i,t} + \alpha_7 LEVERAGE_{i,t} + \alpha_8 SCPK_{i,t} + \alpha_9 DUMPKJEMA_{i,t} + \alpha_{10} DELTUMS_{i,t} + \alpha_{11} D2002_{i,t} + \alpha_b i_{i,t}^b + \varepsilon, \text{ wobei}$$

$DMA_{i,t}$	Veränderung der Mitarbeiterzahl des Unternehmens i von Jahr t-1 auf Jahr t;
$MTB_{i,t}$	Verhältnis aus Markt- und Buchwert eines Unternehmens („market-to-book-ratio“) (nimmt einen Wert größer als 1 an, wenn der Marktwert des Unternehmens i in Jahr t höher ist als sein Buchwert);
$MITBEST_{i,t}$	Dummy-Variable, die den Wert 1 (0) annimmt, wenn im Aufsichtsrat des Unternehmens i in Jahr t (keine) Gewerkschaftsfunktionäre vertreten sind;
$FF_{i,t}$	Free Float, Maßgröße für den Streubesitz des Unternehmens i in Jahr t;
$BLOCKHOLD_{i,t}$	Aktienanteil am Unternehmen i, der in Jahr t von den drei größten Eignern gehalten wird;
$ROE_{i,t}$	Return on Equity, bemessen als Anteil des Gewinns am Eigenkapital des Unternehmens i in Jahr t;
$LNTA_{i,t}$	Logarithmus der Bilanzsumme des Unternehmens i in Jahr t;
$LEVERAGE_{i,t}$	Anteil des Fremdkapitals am Eigenkapital von Unternehmen i in Jahr t;
$SCPK_{i,t}$	Durch Umsatz skalierte Personalkosten des Unternehmens i in Jahr t;
$DUMPKJEMA_{i,t}$	Dummy-Variable, die den Wert 1 (0) annimmt, wenn die Personalkosten des Unternehmens i je Mitarbeiter im Jahr t (nicht) höher sind als im Jahr t-1;
$DELTUMS_{i,t}$	Änderung des Umsatzes des Unternehmens i von Jahr t-1 auf Jahr t;
$D2002_{i,t}$	Dummy-Variable, die für Unternehmen i den Wert 1 (0) im Jahr 2002 (2003) annimmt; da nur (vollständige) Daten für die Jahre 2002 und 2003 vorliegen, ist eine Dummy-Variable für den Jahreseffekt ausreichend.
$i_{i,t}^b$	Dummy-Variable, die gemäß der SIC-Kodierung (erste Ziffer) Unternehmen i in Jahr t der Branche b zuordnet. Insgesamt gibt es acht Branchen (b=1,...,8), allerdings wurden Unternehmen mit SIC=6 (Finanzsektor, also

Banken und Versicherungen) aus der Stichprobe ausgeschlossen, sodass nur sieben Kategorien (sechs Dummies) betrachtet werden.

Um möglicherweise auftretende Probleme von Heteroskedastizität zu umgehen, wird bei der Schätzung auf White-adjustierte Standardfehler zurückgegriffen (White 1980). Die Ergebnisse des Regressionsmodells können Tabelle 4 entnommen werden.

Das Modell insgesamt ist mit einem F-Wert von 26.96 (hoch) signifikant auf einem Niveau von mindestens 1%. Das R-Quadrat liegt bei 62.95%. Fünf der Variablen haben einen signifikanten Einfluss auf die Veränderung der Mitarbeiterzahl. Wie vermutet ist die Präsenz von Gewerkschaftsfunktionären im Aufsichtsrat mit einem negativen Beschäftigungseffekt verbunden. Der Koeffizient der Variablen $MITBEST_{i,t}$ ist mit einem Wert von -0.08 negativ und signifikant unterschiedlich von Null.

Tab. 4: Einfluss von Variablen auf die Veränderung der Mitarbeiterzahl (gesamte Stichprobe)

Variable	Koeffizient	Std.-Abw.	t	P> t
MTB	0.01	0.01	1.32	0.19
MITBEST ^{***}	-0.08	0.03	-2.85	0.01
FF	0.00	0.04	0.07	0.95
BLOCKHOLDINGS	0.04	0.05	0.80	0.42
ROE ^{**}	0.02	0.01	2.06	0.04
LNTA	0.00	0.01	0.18	0.86
LEVERAGE	0.00	0.00	0.14	0.89
SCP _K	-0.05	0.11	-0.50	0.62
DUMPKJEMA ^{***}	-0.06	0.02	-2.83	0.01
DELTUMS ^{***}	0.28	0.02	16.37	0.00
D2002	0.03	0.02	1.61	0.11
I1	-0.04	0.10	-0.38	0.71
I2	-0.14	0.11	-1.31	0.19
I3	-0.09	0.10	-0.84	0.40
I4	-0.13	0.12	-1.15	0.25
I5	-0.14	0.11	-1.21	0.23
I7 ^{**}	-0.20	0.10	-2.12	0.04
Konstante ^{***}	1.15	0.20	5.75	0.00
***, ** und * kennzeichnen die Signifikanzniveaus von 1%, 5% und 10%.				
n	226			
F-Wert	26.96			
Prob>F	0.0000			
R-Sqr	0.6295			

Erwartungsgemäß haben auch die Personalkosten einen negativen Einfluss auf die Veränderung der Mitarbeiterzahl. Zwar haben die (skalierten) absoluten Personalkosten keinen signifikanten Einfluss auf die abhängige Variable (wenn der Koeffizient auch ein negatives Vorzeichen hat)⁷, wohl aber ist dies für die Veränderung der Personalkosten je Mitarbeiter ($DUMPKJEMA_{i,t}$) der Fall. Der negative Koeffizient besagt,

⁷ Werden im Modell die skalierten absoluten Personalkosten durch die Personalkosten je Mitarbeiter ersetzt, ändern sich die hier vorgestellten Ergebnisse qualitativ nicht.

dass ein Ansteigen der Personalkosten je Mitarbeiter zu einem Sinken der Bereitschaft führt, zusätzliches Personal einzustellen.

Tab. 5: Einfluss von Variablen auf die Veränderung der Mitarbeiterzahl (reduzierte Stichprobe)

Variable	Koeffizient	Std.-Abw.	t	P> t
MTB	-0.01	0.01	-1.61	0.11
MITBEST ^{***}	-0.06	0.02	-2.50	0.01
FF	0.08	0.07	1.20	0.23
BLOCKHOLDINGS	0.10	0.08	1.30	0.20
ROE	0.08	0.07	1.06	0.29
LNTA	0.00	0.01	-0.36	0.72
LEVERAGE	0.00	0.00	-0.77	0.44
SCPK	-0.12	0.13	-0.92	0.36
DUMPKJEMA [*]	-0.05	0.03	-1.84	0.07
DELTUMS ^{***}	0.26	0.01	28.12	0.00
D2002	0.04	0.02	1.53	0.13
I1	-0.06	0.11	-0.53	0.59
I2	-0.14	0.12	-1.18	0.24
I3	-0.11	0.11	-0.95	0.34
I4	-0.06	0.13	-0.47	0.64
I5	-0.14	0.13	-1.09	0.28
I7	-0.16	0.11	-1.40	0.17
Konstante ^{***}	1.24	0.19	6.70	0.00
***, ** und * kennzeichnen die Signifikanzniveaus von 1%, 5% und 10%.				
n	148			
F-Wert ^{***}	141.71			
Prob>F	0.0000			
R-Sqr	0.7133			

Wie vermutet hat eine positive Änderung der Umsätze (gemessen durch die Variable $DELTUMS_{i,t}$ auch einen positiven Beschäftigungseffekt (und vice versa). Auch besteht ein signifikant positiver Zusammenhang zwischen der Profitabilität eines Unternehmens und der Bereitschaft, den Personalstand auszuweiten (und umgekehrt).

Werden nun alle Unternehmen aus der Stichprobe ausgeschlossen, die einen Personalabbau zu verzeichnen hatten, zeigt sich, dass die von Gewerkschaftsfunktionären unternehmerisch mitbestimmten Unternehmen ihren Personalbestand konservativer ausgebaut haben. Im Allgemeinen sind die Ergebnisse, die Tabelle 5 entnommen werden können, konform zu denen auf Basis der gesamten Stichprobe.

Prüfung der Robustheit der Ergebnisse

Gegen die im vorhergehenden Abschnitt präsentierten Ergebnisse ließe sich einwenden, dass die Schätzung durch Multikollinearitätsprobleme verzerrt, mithin die Robustheit des Modells fragwürdig ist. Eine mögliche Schlussfolgerung aus dem Vorliegen signifikant korrelierter unabhängiger Variablen wäre das Eliminieren einzelner dieser Variablen.

Allerdings erscheint es problematisch, Variablen, denen auf theoretischer Basis Erklärungskraft für die beobachteten Ausprägungen der abhängigen Variablen beige-messen werden kann, einfach aus der Analyse auszuschließen. Es kommt daher nicht

in Betracht, ein reduziertes Ausgangsmodell zu wählen. Allerdings kann durch schrittweises Ausschließen signifikant korrelierter Variablen gezeigt werden, dass sich die Ergebnisse (insbesondere Vorzeichen und Signifikanz der Variablen) qualitativ nicht ändern. Tabelle 6 zeigt für die vollständige Stichprobe die Ergebnisse für reduzierte Modelle (im ersten Schritt ohne die Variable $MTB_{i,t}$, im zweiten Schritt zusätzlich ohne Variable $FF_{i,t}$, im dritten Schritt zusätzlich ohne Variable $LEVERAGE_{i,t}$).

Auch eine Eliminierung der Unternehmensgröße ($LNTA_{i,t}$) ändert die Ergebnisse qualitativ nicht, was insgesamt nahe legt, dass das Modell robust ist und Multikollinearitätsprobleme nicht zum Tragen kommen.

Tab. 6: Schrittweise Eliminierung signifikant korrelierter unabhängiger Variablen

Variablen	Ausgangsmodell		(1) ohne MTB		(2) ohne MTB & FF		(3) ohne MTB , FF & $LEVERAGE$	
	Koeff.	Sign.	Koeff.	Sign.	Koeff.	Sign.	Koeff.	Sign.
MTB	1.32	0.19	-	-	-	-	-	-
$MITBEST$	-2.85	0.01	-0.08	0.00	-0.08	0.00	-0.08	0.00
FF	0.07	0.95	0.01	0.80	-	-	-	-
$BLOCKH.$	0.80	0.42	0.05	0.31	0.04	0.25	0.04	0.25
ROE	2.06	0.04	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02	0.00
$LNTA$	0.18	0.86	0.00	0.82	0.00	0.85	0.00	0.81
$LEVERAGE$	0.14	0.89	0.00	0.82	0.00	0.82	-	-
$SCPK$	-0.50	0.62	-0.06	0.59	-0.06	0.56	-0.06	0.55
$DUMPKJEMA$	-2.83	0.01	-0.06	0.01	-0.06	0.01	-0.06	0.01
$DELTUMS$	16.37	0.00	0.28	0.00	0.28	0.00	0.28	0.00
$D2002$	1.61	0.11	0.03	0.15	0.03	0.15	0.03	0.15
$I1$	-0.38	0.71	-0.05	0.64	-0.05	0.63	-0.05	0.63
$I2$	-1.31	0.19	-0.15	0.17	-0.15	0.17	-0.15	0.17
$I3$	-0.84	0.40	-0.10	0.35	-0.09	0.35	-0.09	0.35
$I4$	-1.15	0.25	-0.15	0.22	-0.14	0.22	-0.14	0.21
$I5$	-1.21	0.23	-0.15	0.20	-0.15	0.20	-0.15	0.20
$I7$	-2.12	0.04	-0.21	0.03	-0.21	0.03	-0.21	0.03
Konstante	5.75	0.00	1.16	0.00	1.18	0.00	1.17	0.00
N	226		226		226		226	
F-Wert	26.96		26.47		28.16		30.28	
Prob>F	0.0000		0.0000		0.0000		0.0000	
R-Sqr	0.6295		0.6272		0.6271		0.6270	

Um möglicherweise weiterhin bestehende Zweifel an den Ergebnissen im Hinblick auf die Verbundenheit zwischen Unternehmensgröße und Mitbestimmung auszuräumen, lassen sich weitere Tests durchführen. In Anlehnung an Gorton/Schmid (2000: 21 ff.) kann ein semi-parametrisches Modell formuliert werden, in dem die Unternehmensgröße in den nicht-parametrischen Teil einbezogen wird, während alle anderen erklärenden Variablen in den parametrischen Teil einfließen. Durch diese Methode können die Daten vom Einfluss der Unternehmensgröße „gesäubert“ werden, bevor der Einfluss der Mitbestimmung geschätzt wird. Technisch wird dazu eine LOWESS-Regression („locally weighted regression“) durchgeführt (Cleveland/Devlin 1988; Cleveland/Devlin/Grosse 1988).

Als Smoothing-Parameter wird, wie von Gorton/Schmid (2000: 22) vorgeschlagen, ein Wert von 0.7 gewählt. Die geglätteten Werte können nun in das Regressionsmodell einbezogen werden. Auch dieses Verfahren führt bezüglich des Einflusses der Mitbestimmungsvariablen zum (qualitativ) gleichen Ergebnis: Mitbestimmung hat einen signifikant negativen Effekt auf die anhängige Variable. Dieser Effekt ist, das legen die hier präsentierten zusätzlichen Tests nahe, gegenüber alternativen Modellspezifikationen äußerst robust.

4.2 Auswirkungen auf die Mitarbeiter-Umsatz-Elastizität

In einem weiteren Schritt kann nun gefragt werden, ob die Präsenz von Gewerkschaftsvertretern in Aufsichtsräten deutscher börsennotierter Unternehmen Auswirkungen auf die (marginale) Änderung der Mitarbeiterzahl bei einer (marginalen) Änderung der Umsätze hat. Die Umsätze sind ein Maß, das direkt an der wirtschaftlich-operativen Tätigkeit eines Unternehmens anknüpft. Ausgangspunkt der Untersuchung ist nun die Annahme, dass eine Änderung des Umsatzes stets mit einer bestimmten Änderung der Beschäftigtenzahl einhergeht, das Ausmaß dieser Änderung aber von bestimmten (unternehmenstypischen) Governance-Variablen abhängig ist. Zu untersuchen ist also, welche Faktoren einen Einfluss darauf haben, wie stark eine marginale Änderung des Umsatzes zu einer (marginalen) Änderung des Personalbestands führt. Betrachtet wird also eine Mitarbeiter-Umsatz-„Elastizität“, die gemäß Gleichung 2 spezifiziert werden kann:

$$(2) \quad MUE_{i,t} = \frac{\Delta MA_{i,t}}{\Delta \text{Umsatz}_{i,t}} = \frac{MA_{i,t} / MA_{i,t-1}}{\text{Umsatz}_{i,t} / \text{Umsatz}_{i,t-1}}, \text{ mit}$$

$MUE_{i,t}$ Marginale Änderung des Personalbestands bei marginaler Umsatzvariation;

$MA_{i,t}$ Mitarbeiterzahl des Unternehmens i in Jahr t ;

$MA_{i,t-1}$ Mitarbeiterzahl des Unternehmens i in Jahr $t-1$.

Die gesamte Stichprobe wird nun in zwei Gruppen eingeteilt. Für die Zuordnung der Firmenjahre zu den beiden Gruppen wird der Stichprobenmittelwert der Elastizität (MUE^*) als Trennkriterium herangezogen: Die erste (zweite) Gruppe besteht demnach aus solchen Unternehmen, bei denen eine marginale Änderung des Umsatzes eine stärkere (geringere) Änderung der Beschäftigtenzahl nach sich zieht als im Stichprobenmittel. Für die Variable $DMUE_{i,t}$ ergibt sich also

$$(3) \quad DMUE_{i,t} = \begin{cases} 1, & \text{wenn } MUE_{i,t} > MUE^* \\ 0, & \text{wenn } MUE_{i,t} \leq MUE^* \end{cases}$$

Die Idee hinter diesem Trennkriterium ist, dass a priori keine Aussage darüber getroffen werden kann, in welcher Weise sich die Mitarbeiteranzahl bei Steigerung der Umsätze um eine Geldeinheit verändern wird und insofern auf den Durchschnitt zurückgegriffen wird. Es liegt nun nahe, dass es von bestimmten (unternehmenstypischen) Gegebenheiten, d.h. der Ausprägung relevanter Governance-Variablen, abhängig sein wird, welcher Gruppe von Unternehmen ein individuelles Unternehmen angehört. Dabei wird auf die unabhängigen Variablen aus dem Regressionsmodell aus Abschnitt

4.1 zurückgegriffen, allerdings wird die Variable $DELTUMS_{i,t}$ als unabhängige Variable entfernt. Die Modellspezifikation lautet also:

$$(4) \quad DMUE_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 MTB_{i,t} + \beta_2 MITBEST_{i,t} + \beta_3 FF_{i,t} + \beta_4 BLOCKHOLDINGS_{i,t} + \beta_5 ROE_{i,t} + \beta_6 LNTA_{i,t} + \beta_7 LEVERAGE_{i,t} + \beta_8 SCPK_{i,t} + \beta_9 DUMPKJEMA_{i,t} + \beta_{10} D2002_{i,t} + \beta_b i_{i,t}^b + \gamma$$

Tab. 7: Einfluss von Variablen auf die Elastizität (Firmenjahre mit positiver Umsatzänderung)

Variable	Koeffizient	Standardabw.	z-Wert	P> z
<i>MTB</i> **	-0.28	0.12	-2.29	0.02
<i>MITBEST</i> **	-0.99	0.46	-2.12	0.03
<i>FF</i>	1.34	1.19	1.12	0.26
<i>BLOCKHOLDINGS</i> *	1.97	1.17	1.68	0.09
<i>ROE</i> ***	2.06	0.75	2.75	0.01
<i>LNTA</i> ***	0.20	0.15	1.32	0.19
<i>LEVERAGE</i> **	-0.13	0.06	-2.22	0.03
<i>SCPK</i>	-0.14	1.03	-0.14	0.89
<i>DUMPKJEMA</i> ***	-0.68	0.27	-2.48	0.01
<i>D2002</i>	0.35	0.27	1.27	0.21
<i>I1</i>	0.55	1.18	0.47	0.64
<i>I2</i>	-0.98	0.74	-1.33	0.18
<i>I3</i>	-0.50	0.65	-0.78	0.44
<i>I4</i>	0.36	0.74	0.48	0.63
<i>I5</i>	-0.67	0.80	-0.84	0.40
<i>I7</i>	-0.99	0.74	-1.34	0.18
<i>Konstante</i>	-4.69	3.47	-1.35	0.18
***, ** und * kennzeichnen die Signifikanzniveaus von 1%, 5% und 10%.				
n	128			
Wald-Chi2***	30.46			
Prob>chi2	0.0158			
Pseudo-R2	0.1809			

Um die Wirkungsweisen der unabhängigen Variablen besser nachvollziehen zu können, wird das Regressionsmodell (Probit) zunächst auf Basis einer Stichprobe aller Firmenjahre mit einer positiven Veränderung der Umsätze, dann auf Basis einer Stichprobe aller Firmenjahre mit negativer Veränderung der Umsätze geschätzt. Die Ergebnisse der Maximum-Likelihood-Schätzung (mit White-adjustierten Standardfehlern) können den Tabellen 7 (für die Firmenjahre mit positiver Umsatzänderung) und 8 (für die Firmenjahre mit negativer Umsatzänderung) entnommen werden.

Beide Modelle sind mit Wald-Chi-Quadrat-Werten 30.46 bzw. 33.00 signifikant. Als wichtigstes Ergebnis lässt sich festhalten, dass – egal in welcher Richtung die Umsatzänderung erfolgt – das Vorhandensein von Gewerkschaftsfunktionären im Aufsichtsrat die Wahrscheinlichkeit erhöht, dass sich ein Unternehmen durch eine geringere als die durchschnittliche Mitarbeiter-Umsatz-Elastizität auszeichnet.

Tab. 8: Einfluss von Variablen auf die Elastizität (Firmenjahre mit negativer Umsatzänderung)

Variable	Koeffizient	Standardabw.	z-Wert	Sign.
MTB	0.04	0.10	0.42	0.67
MITBEST***	-1.26	0.47	-2.66	0.01
FF	1.14	0.76	1.49	0.14
BLOCKHOLDINGS	0.05	0.79	0.07	0.95
ROE	-0.27	0.28	-0.95	0.34
LNTA	0.08	0.11	0.77	0.44
LEVERAGE	-0.04	0.07	-0.48	0.63
SCP ^K **	2.73	1.51	1.81	0.07
DUMPKJEMA***	-0.95	0.32	-2.99	0.00
D2002	0.10	0.31	0.32	0.75
I2	-0.99	0.69	-1.43	0.15
I3	-0.65	0.66	-0.98	0.33
I4	-0.58	0.85	-0.68	0.50
I5	0.68	0.90	0.76	0.45
I7***	-2.52	0.88	-2.88	0.00
Konstante	-0.48	2.70	-0.18	0.86
***, ** und * kennzeichnen die Signifikanzniveaus von 1%, 5% und 10%.				
n	99			
Wald-Chi2	33.0000			
Prob>chi2	0.0047			
Pseudo-R2	0.2372			

Die beiden präsentierten Probit-Spezifikationen basieren auf einer Dichotomisierung der abhängigen Variablen. Diese wird vor dem Hintergrund vorgenommen, dass der Wertebereich der Variablen $MUE_{i,t}$ – was theoretisch auch nahe liegt – eingeschränkt ist: Die Werte können nicht kleiner als 0 sein und das Vorliegen extrem großer (positiver) Werte ist theoretisch unwahrscheinlich. Tatsächlich liegt in der vorliegenden Stichprobe das Minimum bei 0.3508, das Maximum bei 2.356. Angesichts dieser Problematik wird von der Anwendung eines Regressionsmodells abgesehen. Die Ergebnisse der präsentierten Modelle müssen damit allerdings vorsichtig interpretiert werden, da durch die Dichotomisierung möglicherweise eine „Zuspitzung“ des Mitbestimmungseffektes erfolgt. Durch die Dichotomisierung mit dem Mittelwert als Trennkriterium werden zwei Untergruppen von Unternehmen generiert (hohe versus geringe Elastizität), die unabhängigen Variablen leisten einen Beitrag zur Erklärung, welcher Gruppe ein Unternehmen (eher) zugeordnet ist. Es wurde gezeigt, dass das Vorliegen von Mitbestimmung eher zu einer Zuordnung zur Gruppe der Unternehmen mit unterdurchschnittlicher Mitarbeiter-Umsatz-Elastizität führt.

5. Diskussion der Ergebnisse

Im vorliegenden Beitrag wurde der Einfluss der Präsenz von Gewerkschaftsfunktionären im Aufsichtsrat (und weiterer Governance- und Erfolgsmaße) auf die Beschäftigungsdynamik untersucht. Dabei wurde zunächst der Einfluss dieser Variablen auf die Veränderung der Mitarbeiterzahl (Regressionsmodell) und im Weiteren deren Einfluss auf die Mitarbeiter-Umsatz-Elastizität (Probit-Modell) betrachtet. Die Analysen legen

insgesamt den Schluss nahe, dass Gewerkschaftsmacht im Aufsichtsrat (negative) Auswirkungen auf die Beschäftigungsdynamik hat. Dies entspricht der eingangs formulierten Hypothese. Insgesamt scheint also die Präsenz von Gewerkschaftsfunktionären im Aufsichtsrat einen nachteiligen Effekt auf die Zunahme der Mitarbeiterzahl (allgemein) bzw. auf die Veränderung der Mitarbeiterzahl bei einer marginalen Erhöhung der Aktivität (gemessen über die Umsätze) zu haben. Dies mag als „Bestätigung“ der Hypothese aufgefasst werden, dass Gewerkschaften zwar die Interessen der derzeit Beschäftigten, nicht aber der derzeit Nichtbeschäftigten vertreten und insofern eine Beschäftigungsbremse darstellen, die einer politischen Lösung bedarf. Andererseits mag es durchaus auch ökonomische Vorteile der Mitbestimmung geben, insbesondere dann, wenn, wie von Freeman/Lazear (1994) dargelegt, das richtige „Ausmaß“ gewählt wurde. Soweit diese Vorteile bestehen, werden sie allerdings offenbar zu Lasten der Beschäftigungsdynamik „erkauft“.

Literatur

- Cleveland, W. S./Devlin, S. J. (1988): Locally Weighted Regression: An Approach to Regression Analysis by Local Fitting. In: *Journal of the American Statistical Association*, 83: 596-610.
- Cleveland, W. S./Devlin, S. J./Grosse, E. (1988): Regression by Local Fitting: Methods, Properties and Computational Algorithms. In: *Journal of Econometrics*, 37: 87-114.
- Freeman, R. B./Lazear, E. P. (1994): *An Economic Analysis of Work Councils*, NBER Working Paper Series, No. 4918, Cambridge.
- Frege, C. M. (2002): A Critical Assessment of the Theoretical and Empirical Research on German Works Councils. In: *British Journal of Industrial Relations*, 40: 221-248.
- Gorton, G./Schmid, F. A. (2000): *Class Struggle Inside the Firm – A Study of German Codetermination*. NBER Working Paper Series, No. 7945, Cambridge.
- Gorton, G./Schmid, F. A. (2004): Capital, Labor and the Firm – A Study of German Codetermination. In: *Journal of the European Economic Association*, 2: 863-905.
- Hart, O. (1995): Corporate Governance – Some Theory and Implications. In: *Economic Journal*, 105: 678-689.
- Höpner, M. (2004): Unternehmensmitbestimmung unter Beschuss. Die Mitbestimmungsdebatte im Lichte der sozialwissenschaftlichen Forschung. In: *Industrielle Beziehungen*, 11: 347-379.
- Jensen, M./Meckling, W.H. (1979): Rights and Production Functions: An Application to Labor-managed firms and Codetermination. In: *Journal of Business*, 52: 469-506.
- Jirjahn, U. (2003): Betriebsräte, Tarifverträge und betriebliches Lohnniveau. In: *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (MittAB)*, 4: 649-660.
- Lindenthal, Sabine; Sliwka, Dirk (2003): Mitbestimmung, Verfügungsrechte und Investitionsanreize. In: *Zeitschrift für Betriebswirtschaft, Ergänzungsheft 4/2003 (Personalmanagement)*: 87-109.
- Möllers, T. M. J. (2003): Treuepflichten und Interessenkonflikten bei Vorstands- und Aufsichtsratsmitgliedern. In: Hommelhoff, P./Hopt, K. J./Werder, A. v. (eds.): *Corporate Governance-Handbuch – Leitung und Überwachung börsennotierter Unternehmen in der Rechts- und Wirtschaftspraxis*. Stuttgart: 405-427.
- Rürup, B./Sesselmeier, W. (1999): Beschäftigungspolitische Implikationen der Mitbestimmung. In: Frick, B./Kluge, N./Streeck, W. (eds.): *Die wirtschaftlichen Folgen der Mitbestimmung – Expertenbericht für die Kommission Mitbestimmung*, Bertelsmann Stiftung, Frankfurt/New York: 129-170.
- Säcker, F. J. (2004): BB-Forum: Corporate Governance und Europäisches Gesellschaftsrecht: Neue Wege in der Mitbestimmung. In: *Betriebs-Berater*, 59: 1462-1464.
- Sadowski, D./Junkes, J./Lindenthal, S. (2001): Labour Co-Determination and Corporate Governance in Germany – The Economic Impact of Marginal and Symbolic Rights. In: Schwalbach, J. (ed.): *Corporate Governance – Essays in Honor of Horst Albach*, Berlin, Heidelberg, New York: 146-162.
- Werder, Axel von (2004): Modernisierung der Mitbestimmung. In: *Die Betriebswirtschaft*, 64: 229-243.
- White, H. (1980): A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity. In: *Econometrica*, 48: 817-838.